

IV-3 すべり抵抗の季節変動予測におけるモデル ビルディングについて

室 蘭 工 業 大 学 正 斉 藤 和 夫
 ペンシルベニア州立大 John J. Henry
 ミッドウエスト研究所 R. R. Blackburn

1. は じ め に

舗装路面のすべり抵抗が季節的に変化することは、1959年にイギリスの Giles と Sabey¹⁾ が示して以来よく知られている。アメリカ合衆国においてもペンシルベニア州をはじめ多くの州が、ASTM-274 試験法²⁾ によるすべり抵抗測定値が季節的(seasonal or long-term) および短期的(short-term)変動を示すことを報告している。これら各州での観測結果は 1977年に Rice³⁾ によりまとめられたが、それによるとすべり抵抗の変動はスキッド数(Skid Number, SN)で表すと平均して5~15の範囲であり、極端な場合には30にも及ぶことが示されている。アメリカ連邦道路管理庁(Federal Highway Administration, FHWA)の R. R. Hegmonはこれらの変動を詳細に分析して、これらの変動は偶然というよりもむしろ系統的に生ずるものであるとの結論を示している⁴⁾。

これらのすべり抵抗における測定値の変動は、任意の路面におけるすべり抵抗の最小値を決めることや異なる路面間のすべり抵抗値を比較することを困難にしている。最近、各国で舗装路面の維持管理プログラムの策定方法の確立が重要な課題となってきたが、その中で重要な要素の一つであるすべり抵抗については、任意の時期に測定されたすべり抵抗値を季節的および短期的変動に対して適切に補正する手法を開発する必要に迫られている。

このような背景のもとで、FHWA は 1976年からすべり抵抗の季節変動およびその予測方法に関する研究を開始し、ペンシルベニア州立大学と共同研究を進めてきた。この研究プログラムの目的は、

- (1) 任意の時間に測定されたすべり抵抗値から最小のすべり抵抗値を予測するモデル(Generalized Model)を開発すること、
- (2) このモデルをアメリカ合衆国内の地理的条件の異なる地域に適用してモデル係数を定めること、
- (3) すべり抵抗の季節変動に影響する物理的、化学的、およびその他の変動要因の測定とこれらの要因を関数とするすべり抵抗の予測モデル(Mechanistic Model)を開発すること、

である。著者は文部省の在外研究員として 1981~1982年にかけて一年間この研究プログラムに参加したが、本報告はその成果のうち研究目的(1)に関連した Generalized Model のモデルビルディングについての概要を示すものである。なお、研究目的(3)に関連した Mechanistic Model については昨年の発表会で既に報告した⁵⁾。

2. すべり抵抗の変動パターンと要因

研究プログラムで収集されたデータの解析過程ですべり抵抗の変動に関するいくつかの変動パターンが観測された^{6)~8)}。すなわち、すべり抵抗値は初春に最大値を示し、秋期にかけて指数的に減少して最小の水準となり、それが冬期に回復(rejuvenate)してもとの水準にもどるという循環のパターンである(Figure 1)。さらに、この季節的サイクルに日変動あるいは週変動などの局地的な天候条件による短期的な変動(Figure 2)が加わっている。これらのトレンドは、一年の任意の時間に測定されたすべり抵抗測定値から秋に生ずると考えられる最小値を予測するための式あるいはモデルを開発することが可能であることを示唆しているものといえよう。

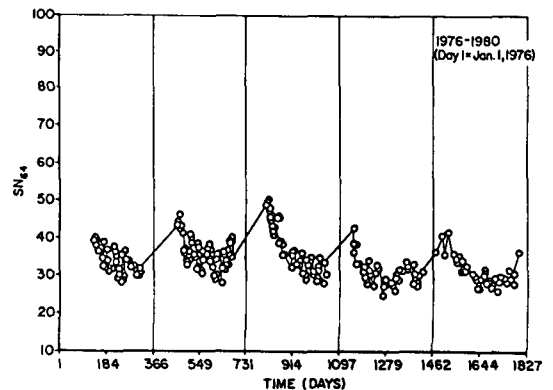
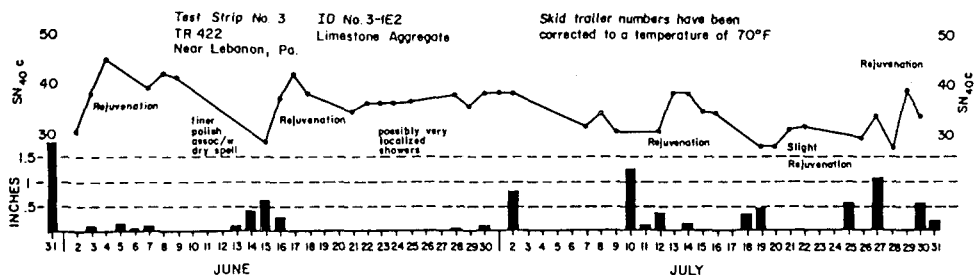


Figure 1 Cyclic Pattern of Seasonal Variations in Skid Resistance (Site 16, Dense-Graded ACC Surface)



これら舗装路面のすべり抵抗の変動を考える場合、次のような要因が有意なものであると思われる。

3. Generalized Model の開発

本研究におけるモデルビルディングの目的は舗装路面のすべり抵抗を十分に予測し得るモデルを開発することである。予測モデルの開発は次のようなモデリング・プリンシプルに従って行われた。

予測モデルの開発に使用したデータは、第Ⅰ段階のモデリング(initial modeling)ではベンシルベニア州の State college 地域における6地点についての3年間(1976- 1978)のものである。これらのデータは、次の段階のモデリングで、6地点が追加され、合計22地点についての2年間(1979- 1980)のデータベースとして用いている。その他に、合衆国の地理的条件の異なる3地域、すなわち North Carolina と Tennessee(1979- 1980)、Massachusetts(1978- 1980)、と Florida(1979- 1980)についてのデータが準備された。

- 1) ペンシルベニア州の 6 地点における 1976-1978 年のすべり抵抗測定値の季節変動を最もよく説明するモデル式を開発する。
- 2) 1) で得られた最良のモデル式を上記 6 地点を含む 22 地点で 1979-1980 年に測定されたデータに適用する。
- 3) この結果にもとづいて、モデルに組み込むべき新しい変数あるいは除去すべき変数を調べる。
- 4) ペンシルベニア州においてすべり抵抗の変動を最もよく説明する予測モデルを定める。
- 5) 選択されたモデル (Generalized Model) の形式を用いて、ステップワイズ法により他の 3 地域に用いるべき予測モデルを定める。

3・2 Generalized Model の検討

モデリングの第1段階で多くの回帰分析が行われた。その結果、ペンシルベニア州の6地点に対するすべり抵抗の季節変動を最もよく説明するモデルは次の形式のものであった。

$$\ln SN_{64} = f(RF, T, T_{30}, T_{90}, t_j) \quad (1)$$

$$\ln SN_{64} = c_0 + c_1 RF + c_2 T + c_3 T_{30} + c_4 T_{90} + c_5 t_j \quad (2)$$

ここで、 SN_{64} = 速度 4 km/h (40 mile/h) で測定したすべり抵抗のスキッド数

RF = 下記の式(3)で表される rainfall function であり、これは過去の降雨量を日数の逆数で重みを付けてスムーズにしたものである。

T = /日の最高と最低気温の平均値 (midrange ambient temperature)

T_{30} = 30日間の指数的に lag を付けた T の値で式(4)で計算される。

T_{90} = 90日間の指数的に lag を付けた T の値で式(4)で計算される。

t_i = Julian calendar 日

i 番目の日に対する RF は次式で計算される。ここで M_i は i 番目の日に記録された降雨量を表す。

$$RF = 1/4 M_i + 1/8 M_{i-1} + 1/16 M_{i-2} + 1/32 M_{i-3} + \dots \quad (3)$$

i 番目の日に対する T_{30} および T_{90} は次式で計算される。

$$T_{30i} = \alpha T_i + \alpha(1-\alpha)T_{i-1} + \alpha(1-\alpha)^2 T_{i-2} + \dots \quad (4)$$

ここで、 T_i は i 番目の日の最高と最低気温の平均値、 T_{i-1} はその / 日前の最高と最低気温の平均値、 $\dots$ であり、定数 α は T_{30} に対して $1/30$ 、 T_{90} に対して $1/90$ として与えられる。

式(1)の形で表される Generalized Model について、ペンシルベニア州の22地点に対する2年間の44データセット(22地点×2年)を用いて、ステップワイズ法により係数ならびに変数の検討を行った。検討されたモデルは次のものである。

$$\ln SN_{64} = f(RF, T, T_{30}, T_{90}, t_j, t)$$

$$\ln SN_{64} = f(DSF, T, t_j, t)$$

$$\ln SN_{64} = f(RF, T, T_{30}, t_j, t)$$

$$\ln SN_{64} = f(DSF, T_p, T_{30}, T_{90}, t_j, t)$$

$$\ln SN_{64} = f(RF, T_p, T_{30}, T_{90}, t_j, t)$$

$$\ln SN_{64} = f(DSF, T_p, T_{30}, t_j, t)$$

$$\ln SN_{64} = f(DSF, T, T_{30}, T_{90}, t_j, t)$$

$$\ln SN_{64} = f(DSF, T_p, t_j, t)$$

$$\ln SN_{64} = f(DSF, T, T_{30}, t_j, t)$$

ここで、 DSF = 乾燥期間係数 (Dry Spell Factor) であり、 $DSF = \ln(t_R + 1)$ で定義される。ここで t_R は 2.5 mm 以上の降雨があった以降の日数で7日を限度とする。したがって、 $0 \leq t_R \leq 7$ および $0 \leq DSF \leq 2.079$ 。

T_p = すべり抵抗測定時の路面温度 (°F)

t = 舗装後の経過年数 (年)

以上の9本のモデルについて、 $\ln SN_{64}$ を各変数の線形一次式で表して、重回帰分析を行った。その結果をまとめると次のようになる。

- 1) 平均すると、 RF と DSF の降雨関連要因は両者の間に大きな差はない。
- 2) T_{90} は他の天候要因に比べて回帰の結果 (R^2) を有意に改善しない。
- 3) /日の最高と最低気温の平均値 T に比べて、路面温度 T_p は回帰の結果を有意に改善しない。

これらの結果に加えて、最良のモデルを選択する次の2つの判断基準を設定した。

- 1) モデルの単純性(simplicity) - 予測精度が高くかつ最少の変数であること、
- 2) 先に開発した Mechanistic Model の変数と共通性をもつこと、すなわち相互比較が可能なこと。

以上のことを総合的に考慮して、ペンシルベニア州の試験地点におけるすべり抵抗値 SN_{64} の季節変動に対して次の形のモデルを最良のモデルとして選択した。

$$\ln SN_{64} = f(DSF, T, T_{30}, t_j, t) \quad (5)$$

すなわち、数学的に表現すると、 SN_{64} の季節変動は6つの指数項の積である

$$SN_{64} = e^{a_0} e^{a_1 DSF} e^{a_2 T} e^{a_3 T_{30}} e^{a_4 t_j} e^{a_5 t} \quad (6)$$

あるいは SN_{64} の自然対数をとった $\ln SN_{64}$ は定数と5つの変数の線形一次結合である

$$\ln SN_{64} = a_0 + a_1 DSF + a_2 T + a_3 T_{30} + a_4 t_j + a_5 t \quad (7)$$

を用いて予測することができる。

3・3 ペンシルベニア州試験地点におけるモデル適用の結果

本研究で開発されたモデルをペンシルベニア州試験地点における次の2つのデータセットに適用し、モデルの適合性を検討した。モデル係数および R^2 は年別地点別およびそれらの組み合わせで定めた。

- 1) 6地点(original)データ(1976-1978年データ)

Table 1 The R^2 values of the model averaged over the years 1976 to 1980

- 2) / 6追加地点データ(1979-1980年データ)

(six original sites in Pennsylvania)

年別、地点別およびその組み合わせに対するモデルの適合性は重相関係数により判断した。予測モデルの適合性はある年における地点ごと、あるいはある地点における年ごとに変化した。オリジナルの6地点について、1976-1980年の5年間に対する R^2 の平均値を示すと Table 1 のようになる。この結果から見ると、5か所のアスファルト路面に比べてコンクリート路面の R^2 の値が非常に低くなっている。

Site	Type	$\bar{R}^2$
16	Asphalt	.539
17	Asphalt	.673
19	Asphalt	.640
21	Asphalt	.707
22	Asphalt	.514
18	Concrete	.179

1979-1980年の / 6追加地点データにモデルを適用した場合

に R^2 は低い値であった。すなわち、/ 0か所のアスファルト路面についての R^2 の平均値は1979年で $\bar{R}^2 = 0.224$ 、1980年で $\bar{R}^2 = 0.558$ であった。一方、コンクリート路面6か所についてのそれは、1979年で $\bar{R}^2 = 0.357$ 、1980年で $\bar{R}^2 = 0.299$ であった。これらの結果から、

- 1) モデルはアスファルト路面とコンクリート路面に同じく適用することはできない、
- 2) 現在のモデルでは地点ごとおよび年ごとの変動を十分に説明することはできない、
- 3) したがって、地理的に異なる個々の地域で用いるモデルの数を少なくするためには、/ 地域において地点と年を組み合わせで適用できるモデルにする必要がある、

という結論が得られた。

3・4 地点特性変数の導入によるモデルの修正

上記 3) の結論のように、ある地域内の各地点に共通して使用できるようなモデル係数を決定するためには、多くの地点に関するデータをプールして回帰分析を行わなければならない。一方、このようなデータの取り扱い、地点特性の影響(site effect) によってモデルの予測力を低下させる結果になる。それゆえ、同じ環境のもとにある路面間の相異を説明するモデルパラメーターの導入が必要となろう。そこで、路面間の相異を説明する変数として、路面の巨視的性状(macro-texture)を表す MTD(mean texture depth) および微視的性状(micro-texture)を表す BPN(British Portable Number)、さらにすべり抵抗値測定車線の平均日交通量 ADT を導入した次のモデルについて検討した。

$$SN_{64} = e^{a_0} e^{a_1 DSF} e^{a_2 T} e^{a_3 T_{30}} e^{a_4 t_j} e^{a_5 t_a} e^{a_6 ADT} e^{a_7 MTD} e^{a_8 BPN} \quad (8)$$

または

$$\begin{aligned} \ln SN_{64} = & a_0 + a_1 DSF + a_2 T + a_3 T_{30} + a_4 t_j + a_5 t_a \\ & + a_6 ADT + a_7 MTD + a_8 BPN \end{aligned} \quad (9)$$

そこで、上式のモデルをペンシルベニア州の22試験地点に関する1979-1980年データに適用してモデル係数を定めた。モデルはアスファルト路面とコンクリート路面に別々に適用し、ステップワイズ法で変数を選択した。その結果、1979-1980年の期間に対するアスファルト路面 / 5地点データ(1,945観測日)から得られた最良の予測モデルは次のものである。

$$SN_{64} = e^{a_0} e^{a_1 DSF} e^{a_3 T_{30}} e^{a_4 t_j} e^{a_5 t_a} e^{a_6 ADT} e^{a_8 BPN} \quad (10)$$

ここで、

$$\begin{aligned} a_0 &= 2.933 & a_5 &= -0.0143 \\ a_1 &= -0.0397 & a_6 &= -0.000034 \\ a_3 &= -0.0033 & a_8 &= 0.0196 \\ a_4 &= -0.00034 & R^2 &= 0.86 \end{aligned}$$

一方、コンクリート路面7地点データ(926観測日)から得られた最良の予測モデルは次のものである。

$$SN_{64} = e^{a_0} e^{a_1 DSF} e^{a_2 T} e^{a_3 T_{30}} e^{a_5 t_a} e^{a_6 ADT} e^{a_8 BPN} \quad (11)$$

ここで、

$$\begin{aligned} a_0 &= 2.747 & a_5 &= -0.0159 \\ a_1 &= -0.0222 & a_6 &= -0.000008 \\ a_2 &= -0.0015 & a_8 &= 0.018 \\ a_3 &= 0.0011 & R^2 &= 0.80 \end{aligned}$$

4. Generalized Model の応用—季節変動を調整したすべり抵抗値, SN_{64F} , の予測

開発された Generalized Model は / 年の任意の日に測定されたすべり抵抗値を、季節変動に対して調整し、その年に到達し得る最小のすべり抵抗水準を予測するのに用いることができる。いま、ペンシルベニア州で得られたモデルを利用するために、式(8)における BPN の代りに別の地点特性変数 SN_{64F} (/年間のうちで観測される最終のすべり抵抗水準)を導入した次式で表されるモデルを用いる。

$$SN_{64j} = e^{a_0} e^{a_1 DSF} e^{a_2 T} e^{a_3 T_{30}} e^{a_4 t_j} e^{a_5 t_a} e^{a_6 ADT} e^{a_9 SN_{64F}} \quad (12)$$

式(12)のモデル係数は観測データから回帰分析により決定された。したがって、調整されたすべり抵抗値 SN_{64F} を任意の測定日 j から推定するために、式(12)の自然対数をとって整理すると次式を得る。

$$\begin{aligned} SN_{64F} = & \frac{1}{(-a_9)} (a_0 + a_1 DSF + a_2 T + a_3 T_{30} + a_4 t_j + a_5 t_a \\ & + a_6 ADT - \ln SN_{64j}) \end{aligned} \quad (13)$$

以上の考えから、ペンシルベニア州のアスファルト路面の1980年の観測データを明いて、季節変動を調整したすべり抵抗値 SN_{64F} を推定した。その推定された結果と観測された SN_{64F} を比較して示すと Figure 3 に示す。これによると両者の間に良好な一致が認められる。

なお、 SN_{64F} の観測値は次式より計算したものである。^{5), 9)}

$$SN_{64F} = SN_{OF} e^{-0.64 PNG}$$

5. 結果のまとめ

本研究においては、すべり抵抗の季節変動予測におけるモデルビルディングの試みとして、アメリカ合衆国ペンシルベニア州の観測データを用いて Generalized Model を構築した。そして、構築されたモデルを他の3州のデータに適用してモデル係数を決定した(本報告ではこの結果を省略した)。以上の研究結果をまとめると次のようになる。

1) SN_{64} を推定するための比較的簡単でかつ有効な次の Generalized Model を構築した。

$$SN_{64} = e^{a_0} e^{a_1 DSF} e^{a_2 T} e^{a_3 T_{30}} e^{a_4 t_j} e^{a_5 t_a} e^{a_6 ADT} e^{a_7 MTD} e^{a_8 BPN}$$

2) このモデルの使用にあたっては、道路の舗設後の経過年数、平均日交通量、年平均 BPN の推定値あるいはサンドパッチ法による平均性状深(MTD)、降雨および気温の歴史、と日付に関するデータおよびそれらの変数のモデル係数が必要となる。

3) モデルの適合性は ADT と地点特性としての路面性状変数(BPN と MTD) の導入により、またアスファルト路面とコンクリート路面を別々にしてモデルパラメータを決定することにより大幅に改善された。路面性状変数では、MTD の導入より BPN の導入の場合に改善の度合は大きい。

4) ペンシルベニア州データから決定されたモデル係数を用いて推定した季節変動調整すべり抵抗水準 SN_{64F} は Figure 3 に示すように、観測値とよく一致した。

5) モデルの適合性を示す R^2 値から見ると、Massachusetts州を除いて North Carolina/Tennessee 州の最高 0.91 から Florida州の最低 0.79 (いずれもアスファルト舗装) であり、コンクリート舗装ではそれよりも若干低くなった。

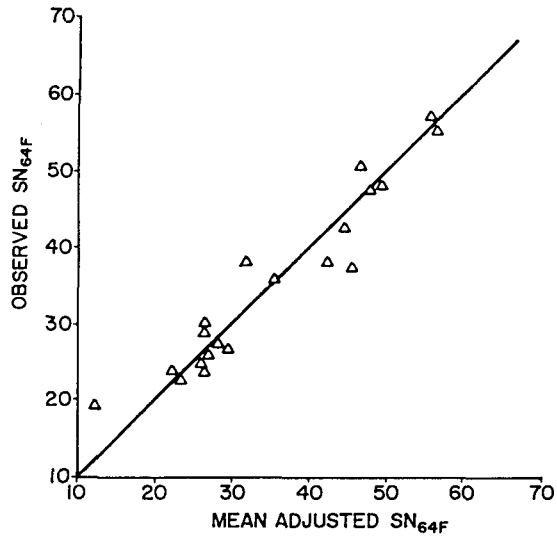


Figure 3. Comparison of Observed SN_{64F} and Adjusted SN_{64F} Obtained by Using the Generalized Model for Asphalt Pavement Surfaces (Pennsylvania Sites, 1980)

参 考 文 献

- 1) Giles, C. G. and Sabey, B. E. : A Note on the Problem of Seasonal Variation in Skidding Resistance. Proc. of First International Skid Prevention Conference. Charlottesville, Virginia. 1959, pp. 563-568.
- 2) American Society of Testing and Materials (ASTM) : Standard Method of Test E 274-79---Skid Resistance of Paved Surfaces Using a Full-Scale Tire. Annual Book of ASTM Standard, Part 15, Philadelphia, 1981
- 3) Rice, J. M. : Seasonal Variations in Pavement Skid Resistance. Public Roads, Vol. 40, No. 4, March 1977, pp. 160-166.
- 4) Hegmon, R. R. : Seasonal Variations in Skid Resistance- Are These Real ? Public Roads, Vol. 42, No. 4, Sept. 1978, pp. 55-62.
- 5) 斉藤和夫・Henry, J. J. : 舗装路面におけるすべり抵抗の季節変動モデル. 土木学会北海道支部論文報告集 第38号, 昭和58年 2月, pp. 361-366.
- 6) Henry, J. J. and Dahir, S. H. : Seasonal Skid Resistance Variations. Interim Report. Research Project 75-10, Pennsylvania Department of Transportation, 1978.
- 7) Dahir, S. H. and Henry, J. J. : Seasonal and Short-Term Variation in Skid Resistance. Transportation Research Record 715, 1979, pp. 69-76.
- 8) Dry, D. R. : Short-Cycle Seasonal Variations in Skid Resistance. Automotive Research Program Report S81. Pennsylvania Transportation Institute of Pennsylvania State University, March 1978.
- 9) Saito, K. and Henry, J. J. : Mechanistic Model for Predicting Seasonal Variations in Skid Resistance. Paper Presented at the 62nd Transportation Research Board Annual Meeting, Washington D. C. January 1983.